

王 宇, 姚顺波. 不同退耕规模的农户技术效率及其影响因素分析——基于随机前沿函数方法[J]. 江苏农业科学, 2014, 42(4): 425–428.

# 不同退耕规模的农户技术效率及其影响因素分析 ——基于随机前沿函数方法

王 宇, 姚顺波

(西北农林科技大学经济管理学院, 陕西杨凌 712100)

**摘要:** 采用对数随机前沿生产函数模型, 对陕西省吴起县不同退耕规模的农户技术效率及其影响因素进行实证分析。结果表明: 耕地面积对农户产出贡献为负, 种子与地膜的合并投入以及其他农业物资投入对农户产出贡献均为负, 退耕面积对农户农业生产技术效率有正向影响。说明退耕还林工程的实施有助于提高农户生产技术效率, 户主受教育年限、劳动力数量对农业生产技术效率有正向影响, 农户家庭规模对农业生产技术效率影响为负。

**关键词:** 退耕还林; 对数随机前沿生产函数; 生产技术效率; 影响因素

**中图分类号:** F323.3; F323.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002–1302(2014)04–0425–03

为了减少水土流失, 调整农村产业结构, 促进地方经济发展, 保持国民经济持续、稳定、健康发展, 1999 年起我国实施了退耕还林工程, 并取得了良好的生态、经济、社会效益<sup>[1–2]</sup>。但退耕还林工程是否还要继续推进、如何更好地推进、在哪里推进、推进多少等问题引发了社会各界特别是学术界的广泛讨论<sup>[3]</sup>。农户收入是退耕还林工程效果评价的重要指标<sup>[4–5]</sup>。农户退耕还林的规模不同, 收入的增长幅度也必然不同。本研究以全国退耕还林示范县陕西省吴起县的退耕农户为研究对象, 揭示不同退耕规模农户的生产技术效率变化及影响因素, 旨在为完善退耕还林工程规划提供参考。

## 1 材料与方法

### 1.1 模型的建立与原理

测算技术效率主要有 2 种方法: 基于随机前沿生产函数模型(SFA)的参数方法与基于数据包络分析(DEA)的非参数方法。基于 C–D 生产函数的随机前沿生产函数模型的基础形式见公式(1):

$$y_{it} = f(x_{it}, t; \beta) + u_{it} + v_{it}, \quad (1)$$

式中:  $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ ;  $u_{it} \sim |N(u, \sigma_u^2)|$ ;  $i = 1, 2, 3, \dots, N$ ;  $t = 1, 2, 3, \dots, T$ 。

本研究采用超越对数形式的随机前沿生产函数模型, 其表达式为:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \times \ln X_{nit} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{j=1}^N \beta_{nj} \times \ln^2 X_{nit} + \sum_{n=1}^N \beta_{tn} \times t \times \ln X_{nit} + \beta_t \times t + \frac{1}{2} \beta_{tt} \times t^2 + v_{it} - u_{it}, \quad (2)$$

式中:  $y_{it}$  为说明变量, 表示第  $i$  个农户在  $t$  时期的农牧业收入;  $x_{it}$  为自变量, 表示第  $i$  个农户在  $t$  时期的投入(耕地面积、劳动力数、耕作时长、种子与地膜的合并投入、化肥农药的合并投

入、其他农业投入)向量;  $t$  表示时间趋势, 反映技术变化;  $\beta$  表示待估计的参数;  $v_{it}$  表示随机统计误差, 假定服从正态分布,  $u_{it}$  表示技术效率函数, 假定服从截断正态分布;  $v_{it}$  与  $u_{it}$  相互独立。

样本单元的技术效率函数可表示为:

$$u_{it} = \delta_0 + \sum_{k=1}^n \delta_k Z_{kt} + \mu_{kt}, \quad (3)$$

式中:  $\mu_{kt}$  为服从极值分布的随即变量;  $Z_{kt}$  表示决定农户生产技术效率的外生变量, 包括劳动力数、户主年龄等;  $\delta_0$  与  $\delta_k$  分别表示待估系数;  $\delta_k$  为正表示第  $k$  项变量对技术效率有负向影响。

本研究将技术效率函数的具体形式设为

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 t_1 + \delta_2 t_2 + \delta_3 t_3 + \delta_4 t_4 + \delta_5 t_5 + \delta_6 t_6 + \mu_{kt}, \quad (4)$$

式中:  $t_1$  表示农户家庭劳动力数;  $t_2$  表示农户家庭人口规模;  $t_3$  表示户主年龄;  $t_4$  表示户主受教育年限;  $t_5$  表示农户退耕还林的面积;  $t_6$  表示农户进行农业生产的时间。

由于随机前沿生产函数的随机项不满足最小二乘法估计的假定条件, 所以可以利用极大似然估计法估计公式(2)与公式(4)组成的模型<sup>[6–7]</sup>:

$$\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2; \sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2, \quad (5)$$

式中:  $\gamma$  范围为  $[0, 1]$ , 在此范围内对  $\gamma$  赋初始值, 再利用非参数估计技术估计各系数的最大似然估计量,  $\gamma$  反映随机扰动项中技术无效项所占的比例。当  $\gamma$  趋近于 1 时, 误差主要来源于技术非效率, 这种情况下采用超越对数形式的随机前沿生产函数模型是合适的; 当  $\gamma = 1$  时, 随机前沿生产函数模型变成了确定性的前沿模型; 当  $\gamma$  趋近于 0 时, 说明随机前沿生产函数模型的误差主要是由随机误差引起的; 当  $\gamma = 0$  时, 说明模型误差全部由随机误差引起, 不存在技术非效率。因此,  $\gamma$  值的统计显著性可以反映技术效率变动统计显著性。综上所述, 当  $u_{it} = 0$  时, 农户生产达到最优状态, 可以用实际生产产出除以最优生产产出测算技术效率,  $u_{it}$  值越大, 说明技术利用有效性越差, 实际产出越低, 技术效率也越小。因此, 定义第  $i$  个农户在  $t$  时期的技术效率为:

$$TE_{it} = y_{it} / f(x_{it}, t) = e(-u_{it}) \leq 1. \quad (6)$$

收稿日期: 2013–08–15

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(编号: 11&ZD2042); 国家自然科学基金(编号: 71173175)。

作者简介: 王 宇(1989—), 男, 河北唐山人, 硕士研究生, 从事资源与环境经济管理研究。E-mail: allenwang051528@gmail.com。

1.2 数据来源

本研究所使用的数据来源于 2012 年对吴起县随机选取的 180 户农户的问卷调查。吴起县位于延安市西北部,是典型的水土流失及生态脆弱地区,有效问卷 151 份。本研究所用的农牧业收入、种子与地膜的合并投入、化肥农药合并投入、其他农业投入都按照 1990 年的不变价格进行了折算。

表 1 农户变量的统计性描述

项目	农牧业收入(元)		种子与地膜合并投入(元)		化肥与农药合并投入(元)		其他农业投入(元)	
	1998 年	2010 年	1998 年	2010 年	1998 年	2010 年	1998 年	2010 年
平均值	2 601.52	3 267.53	24.47	47.79	431.47	364.27	137.31	49.57
标准差	1 609.67	2 164.13	13.15	21.44	395.19	159.21	79.31	20.65
最大值	14 417.61	16 563.56	98.75	82.40	2 666.23	655.50	454.26	82.40
最小值	493.75	331.27	2.96	12.42	24.69	96.07	29.63	12.84

从表 1 可以看出,退耕还林之后,农户的农牧业收入有了较大幅度提高。农户的化肥农药投入以及其他农业投入较退耕还林之前少。但是农户的种子与地膜投入高于退耕还林之前。这可能是由于退耕还林之后生产水平提高了,进一步扩大了地膜的使用范围。从表 2 可以看出,退耕还林前后,农户

表 2 技术效率影响因素模型变量的统计性描述

项目	劳动力数量(人)		家庭人数(人)		户主年龄(岁)		户主受教育年限(年)		退耕规模(hm <sup>2</sup> )		农业投入时间(个月)	
	1998 年	2010 年	1998 年	2010 年	1998 年	2010 年	1998 年	2010 年	1998 年	2010 年	1998 年	2010 年
最大值	4.00	4.00	9.00	9.00	76.00	78.00	13.00	13.00	—	5.33	20.00	28.00
最小值	1.00	1.00	2.00	2.00	30.00	28.00	0	0	—	0	2.00	0.93
平均值	1.91	2.00	5.45	5.66	50.08	55.8	7.01	8.02	—	1.91	7.43	6.25
标准差	0.91	0.98	1.65	1.84	11.82	12.7	3.62	4.59	—	1.11	2.79	2.85

2.2 随机前沿生产函数模型分析

2.2.1 参数估计 采用 Frontier 4.1 软件,利用极大似然估计法估计参数<sup>[8]</sup>,参数估计值列于表 3。

2.2.2 随机前沿生产函数模型结果分析 随机前沿生产函数是否存在技术效率效应可以通过零假设检验进行判断。假设检验为  $H_0:\gamma=0$ ,对立假设为  $H_1:\gamma\neq0$ 。由于参数估计采用了最大似然估计,应该采用单边检验,临界值为  $\chi^2(2\alpha)$ 。本研究数据较多,所以在 5% 的水平下,临界值为 100.62,通过 Frontier 4.1 软件计算的回归模型 LR 单边检验误差值为 172.087 5,超过了  $\chi^2(2\alpha)$ ,因此可以拒绝假设  $H_0:\gamma=0$ ,接受假设  $H_1:\gamma\neq0$ ,即模型中存在技术效率效应。复合扰动项中技术无效项所占的比例  $\gamma$  值为 0.844 1,且在 1% 的水平下通过  $t$  检验,说明技术非效率在农户生产中是显著存在的,所占比例为 84.41%,统计误差等外部影响所占的比例为 15.59%。由表 3 可知,耕地面积在显著性为 1% 的水平下通过检验且系数为负,说明耕地面积对产出的贡献为负,耕地单位面积产出不足,应进一步加大退耕还林的力度,将一些产出较低的退耕地纳入下一阶段退耕范围内。农户耕地面积与时间乘积的系数为正且在 1% 的水平下通过了检验,说明随着时间的推移,耕地的边际产出变大。劳动力系数在 10% 的水平下通过了检验并且系数为正,说明劳动力生产效率的提高可以促进农户收入的提高。劳动力和时间乘积的系数为正并且在显著性为 1% 的水平下通过检验,说明随着时间的推移,劳动力的边际产出逐渐变大。由表 2 可知,2010 年农户的受教育年限大于 1998 年,说明劳动力素质有所提高。种子与地膜合并投入系数为负并在 5% 的水平下通过检验,说明种子

2 结果与分析

2.1 描述性统计分析

基于经验判断,农户农牧业收入与农户投入之间存在相关关系。假定农牧业收入为  $y$ ,种子与地膜合并投入为  $x_4$ ,化肥农药的合并投入为  $x_5$ ,其他农业投入为  $x_6$ (表 1)。

家庭劳动力数量及人口并没有显著变化,受教育年限有了一定提高。需要指出的是,由于 1998 年(退耕还林前一年)进行调查的时候,个别户主年龄偏大,2010 年再次进行调查时户主已经去世或者由儿子做户主,所以 2010 年户主年龄与 1998 年的数据并没有联系。

与地膜投入对产出有负向的作用。种子与地膜合并投入与时间乘积的系数为负且在 1% 的水平下通过检验,说明种子与地膜投入对产出的负向影响会随着时间的推移而变大。其他农业投入的系数在 5% 的水平下通过检验且系数为负,说明其他农业物资的投入对农户产出贡献为负。其他农业投入与时间乘积的系数为负且在 10% 的水平下通过检验,说明其他农业物资投入对产出的负向影响会随着时间的推移而变大,农户的其他农业物资投入过量。

2.3 技术效率分析

为了突出不同退耕规模农户的技术效率之间的差异<sup>[9]</sup>,本研究以农户退耕面积为分组标志对农户的技术效率进行了相应的统计处理。151 户退耕农户中,退耕面积在 1.33 hm<sup>2</sup> 以下的有 52 户,平均退耕面积为 0.67 hm<sup>2</sup>;退耕面积为 1.33~2.67 hm<sup>2</sup> 的有 63 户,平均退耕面积为 2.02 hm<sup>2</sup>;退耕面积超过 2.67 hm<sup>2</sup> 的有 36 户,平均退耕面积为 4.02 hm<sup>2</sup>(表 4)。由表 5 可知,退耕面积在 2.67 hm<sup>2</sup> 以上农户的农业生产技术效率在退耕前后都是最高的。退耕规模在 1.33 hm<sup>2</sup> 以下的农户农业生产技术效率增长幅度最大,退耕规模在 2.67 hm<sup>2</sup> 以上的农户增长幅度最小。退耕之后样本农户农业生产技术效率平均增长了 13.67%。由此可知,退耕规模越小,农户农业生产技术效率增长幅度越大;退耕规模越大,农户农业生产技术效率增长幅度越小。

从表 6 可以看出,户主年龄与农业投入时间没有通过  $t$  检验。户主年龄不会影响农户农业生产技术效率,可能是户主年龄偏大,不经常从事农业生产。农业投入时间不会影响

表 3 农户随机前沿生产函数估计结果

变量	参数估计	t 值
常数项	43.410 1 ***	4.331 2
耕地面积	-0.484 1 ***	-2.866 5
劳动力	1.632 0 *	1.625 8
种子与地膜合并投入二次项	0.640 9	0.508 5
种子与地膜合并投入	-6.608 5 ***	-3.336 1
化肥与农药合并投入	1.358 2	0.976 8
种子与地膜合并投入×其他农业投入	0.563 5	0.638 5
其他农业投入	-0.466 3 **	-1.760 8
时间	3.817 3 ***	3.439 8
耕地面积二次项	0.168 6	1.189 1
耕地面积×劳动力	0.104 8	0.598 3
耕地面积×种子与地膜合并投入	0.466 9	0.202 1
耕地面积×化肥与农药合并投入	1.152 5	0.843 8
耕地面积×其他农业投入	-0.344 5 ***	-4.281 3
耕地面积×时间	4.903 1 ***	2.484 4
劳动力二次项	1.628 3 *	1.599 7
劳动力×种子与地膜合并投入	2.175 7 ***	7.397 8
劳动力×化肥与农药合并投入	-0.479 0 *	-1.306 4
劳动力×其他农业投入	-4.884 7 ***	-3.836 1
劳动力×时间	99.459 1 ***	7.395 6
种子与地膜合并投入×化肥与农药合并投入	5.934 6	0.271 6
种子与地膜合并投入×时间	-5.085 7 ***	-3.889 3
化肥与农药合并投入二次项	0.264 6	0.615 7
化肥与农药合并投入×其他农业投入	0.611 9	1.275 3
化肥与农药合并投入×时间	-0.326 4 **	-1.917 8
其他农业投入二次项	0.898 2	6.008 4
其他农业投入×时间	-0.980 8 *	-1.639 8
时间二次项	-1.381 3	-0.917 2
γ	0.844 1 ***	3.436 9
σ <sup>2</sup>	0.784 1 ***	2.769 2
似然函数值	272.203 6	
LR 单边检验误差	172.087 5	

注：“\*”“\*\*”“\*\*\*”分别表示该变量达到 10%、5%、1% 显著性水平。下表同。

表 5 不同退耕规模农户技术效率变化

退耕面积 (hm <sup>2</sup> )	1998 年		2010 年		样本农户技术效率 增长幅度(%)
	平均值	标准差	平均值	标准差	
<1.33	0.561 2	0.266 8	0.777 8	0.345 2	38.595 9
1.33~2.67	0.666 1	0.291 2	0.715 2	0.883 3	7.371 3
>2.67	0.951 8	0.599 4	0.953 1	0.606 7	0.136 6
平均	0.693 5		0.788 3		13.669 8

表 6 农户技术效率变化影响因素估计结果

变量	参数估计	t 值
常数项	1.511 6 *	1.476 6
劳动力数	-1.763 2 **	1.718 7
家庭规模	0.420 6 ***	-8.221 4
户主受教育年限	-1.346 2 ***	7.622 5
户主年龄	0.621 9	-0.587 3
退耕面积	-2.987 6 ***	4.860 5
农业投入时间	0.844 1	0.276 9

农业生产技术效率有着正向影响;农户家庭规模对农业生产技术效率影响为负。为进一步加大退耕还林的力度,顺利开展下一阶段退耕还林工作,应做好以下几点:第一,积极开展

表 4 样本农户分组及统计性描述

退耕面积 (hm <sup>2</sup> )	最小值 (hm <sup>2</sup> )	最大值 (hm <sup>2</sup> )	平均值 (hm <sup>2</sup> )	标准差 (hm <sup>2</sup> )	频数
<1.33	0	1.33	0.67	14.14	52
1.33~2.67	1.37	2.67	2.02	13.79	63
>2.67	2.70	5.33	4.02	27.93	36

农户农业生产技术效率的原因可能是由于农户生产机械化程度类似导致农户从事农业生产的时间大致相同,所以农户的农业投入时间并不会影响生产技术效率。劳动力数量在 5% 水平下通过检验并且对农户的生产技术效率有正向影响,这可能是由于劳动力多的家庭获得的土地也多,对农业生产的重视程度也高,更愿意采用先进的生产技术。农户家庭规模、户主受教育年限、农户退耕面积均在 1% 的水平下通过检验。农户家庭规模对农户农业生产技术效率影响为负,这可能是由于虽然农户家庭规模较大,但是有效劳动力数量较少,生产边际产出随着人口的增多而减少;户主受教育年限对农户农业生产技术效率影响为正,说明户主受教育年限越长,对先进技术的接纳及理解能力也越强,因此这类农户的生产技术效率较高。退耕面积对农户农业生产技术效率的影响为正,说明退耕规模越大的农户农业生产技术效率也越高。

3 结论与讨论

本研究采用超越对数形式的随机前沿生产函数模型对吴起县不同退耕规模的农户农业生产技术效率及其影响因素进行了实证分析,结果表明,耕地面积对农户产出贡献为负,表明农户耕地单位产出能力较低,存在进一步退耕还林的空间。种子与地膜的合并投入以及其他农业物资投入对农户产出贡献均为负,说明农户对农业物资投入利用率较低;退耕规模越小,农户的农业生产技术效率增长幅度越大,退耕规模越大,农户的农业生产技术效率增长幅度越小;退耕面积对农户农业生产技术效率有正向的影响,说明退耕还林工程的实施有助于提高农户农业生产技术效率;户主受教育年限、劳动力数量对

农业科技成果与先进技术推广工作,提高单位土地利用率;第二,加大对农村劳动力的技术培训力度,提高他们对先进农业技术的接纳能力及掌握水平;第三,在退耕还林的基础上,进一步扩大退耕还林的规模,不要盲目追求退耕面积,鼓励小规模退耕农户参与到退耕还林工程中来。

参考文献:

[1]赵玉涛. 继续实施退耕还林的必要性与可行性分析[J]. 生态经济,2010(7):81-83.  
[2]王博文,姚顺波,李桦,等. 黄土高原退耕还林前后农户农业生产效率 DEA 分析——以退耕还林示范县吴起县为例[J]. 华南农业大学学报:社会科学版,2009,8(2):51-57.

詹存钰,叶浩,严巧玲,等. 科企合作模式与品种权保护利用方式[J]. 江苏农业科学,2014,42(4):428-430.

# 科企合作模式与品种权保护利用方式

詹存钰<sup>1</sup>, 叶浩<sup>1</sup>, 严巧玲<sup>2</sup>, 苏建坤<sup>1</sup>

(1. 江苏里下河地区农业科学研究所, 江苏扬州 225007; 2. 江苏省扬州市农业委员会, 江苏扬州 225002)

**摘要:**分析了目前我国种子行业商业化育种的主力军仍是科研单位、企业通过与科研单位品种权交易获得种子的发展现状,提出了科企共建平台、协议约定、整体入注、兼并重组的合作模式及知识产权保护利用方式。

**关键词:**科企合作;品种权;保护利用方式

**中图分类号:** F324 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2014)04-0428-03

2011年国务院出台“种业新政”后,种子企业纷纷与科研单位开展合作或建立战略联盟。企业之间的兼并重组也不断发生,种子公司的数量减少了20%以上,从原先的8 700多家减少到了7 000多家。2012年底,我国又出台了《全国现代农作物种业发展规划》(2012—2020),进一步明确“支持科研院所和高等院校从事农作物种业基础性公益研究,引导和积极推进科研院所和高等院校逐步退出商业化育种,促进种子企业逐步成为商业化育种的主体”。鉴于目前我国种子企业数量多、规模小,99%的种子企业没有研发能力,同时育种机构固步自封,育种力量各自为政,2/3的科研资源被浪费。科研人才不懂市场、商业人才不懂技术、国企人才思维模式固化、民企人才缺乏远见等是短期难以改变的现状<sup>[1]</sup>。种业新政后,大企业没有提高自己的核心竞争力,小企业找不到突围的方向和抓手,科研单位没有能力仅凭自己的科研成果和人才优势来托起整个种子产业的发展;加上商业化育种体系尚未建立,科研与市场严重脱节,体制上的弊端和产业的初级形态制约了种子产业的升级和发展等,导致我国整个种业界难以与跨国种企进行抗衡。因此,如何合理配置7 000家企业的产业资源和近千家科研单位的技术资源,这是整个种子行业需要思考的一个问题。种业企业与科研单位、种业企业间如何进行合作,合作方式有哪些,合作各方的知识产权如何处理,是伴随着行业发展的另一个问题。

收稿日期:2013-12-13

作者简介:詹存钰(1965—),女,江苏仪征人,副研究员,研究方向为农业科技管理。Tel: (0514)87302275;E-mail: cyzhan@126.com。

通信作者:苏建坤(1963—),男,江苏靖江人,研究员,研究方向为农业科技管理。Tel: (0514)87302325;E-mail: yzsujk@163.com。

## 1 我国种子行业的发展现状

### 1.1 商业化育种的主力军仍是科研单位

1.1.1 品种创新单位仍以科研单位和高校为主 以江苏为例,目前全省从事水稻、小麦、玉米三大作物品种选育的单位共有70余个,形成了以江苏省农业科学院、南京农业大学、扬州大学为龙头,10个地市级农业科学研究所为主,武进、常熟等县级农业科学研究所与中江、大华等种业企业为补充的品种创新体系。其中,2000—2012年全省水稻、小麦审定的新品种中科研单位育成的均约占75%,玉米占44%以上,而企业通过审定的三大作物品种数平均不足20%。科研单位中又以地市级农业科学研究所育成的品种数占比大,其中水稻占59.5%,小麦占65.5%,玉米占64.3%。地市级农业科学研究所是江苏省育种的主力军,也是目前商业化育种中最活跃、最有优势的群体<sup>[2]</sup>。同样,2000—2012年全国科研院所通过国审的品种数量为1 391个,占比达68.5%(表1)。2012年通过国家审定的品种仍以科研院所为主。

1.1.2 品种权拥有单位仍以科研单位为主 从农业部植物新品种保护办公室网站上获悉,1999—2013年(截至2013年7月31日)各机构品种权拥有量中,国内科研单位拥有的品种权申请量为4 919件,占比达44.6%;品种权授权量为2 113件,占比达52.6%;申请量与授权量的占比均最高。

### 1.2 企业与科研单位间的品种权交易情况

#### 1.2.1 企业获取品种权的常见方式

1.2.1.1 品种权转让 据学者统计,截至2011年年底,我国品种权累计转让176件,仅占授权总量3 713件的4.7%,其中科研和教学单位向企业转让103件,企业向企业转让45件<sup>[3]</sup>。

[3] 赵红雷,贾金荣. 中国玉米生产技术效率分析:2001—2008——基于随机前沿生产函数[J]. 西北农林科技大学学报:社会科学版,2011,11(5):56-61.

[4] 赵敏娟,姚顺波. 基于农户生产技术效率的退耕还林政策评价——黄土高原区3县的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境,2012,22(9):135-141.

[5] 李桦,姚顺波,郭亚军. 不同退耕规模农户农业全要素生产率增长的实证分析——基于黄土高原农户调查数据[J]. 中国农村经济,2011(10):36-43, 51.

[6] 于金娜,姚顺波. 退耕还林对农户生产效率的影响——以吴起县为例[J]. 林业经济问题,2009,29(5):434-437.

[7] 刘小强,徐晋涛,王立群. 集体林权制度改革对农户收入影响的实证分析[J]. 北京林业大学学报:社会科学版,2011,10(2):69-75.

[8] Coelli T. Estimators and hypothesis tests for a stochastic frontier function: A Monte Carlo analysis[J]. Journal of Productivity Analysis, 1995, 6(3): 247-268.

[9] 李岳云,蓝海涛,方晓军. 不同经营规模农户经营行为的研究[J]. 中国农村观察,1999(4):41-47.